

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA E FINANÇAS

KLEBER BOLDRIN DE ALMEIDA

**EFICIÊNCIA DO MERCADO DE CâMBIO BRASILEIRO:
COMPORTAMENTO DO MERCADO EM FACE ÀS CRISES, MUDANÇAS POLÍTICAS
E ECONÔMICAS**

SÃO PAULO
2019

KLEBER BOLDRIN DE ALMEIDA

**EFICIÊNCIA DO MERCADO DE CÂMBIO BRASILEIRO:
COMPORTAMENTO DO MERCADO EM FACE ÀS CRISES, MUDANÇAS POLÍTICAS
E ECONÔMICAS**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento: Finanças Internacionais

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman
Co-orientador: Prof. Dr. João Ricardo Mendes
Gonçalves Costa Filho

SÃO PAULO
2019

Almeida, Kleber Boldrin de.

Eficiência do mercado de câmbio brasileiro : comportamento do mercado em face às crises, mudanças políticas e econômicas / Kleber Boldrin de Almeida. - 2019.

39f.

Orientador: Ricardo Ratner Rochman.

Co-orientador: João Ricardo Mendes Gonçalves Costa Filho.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Mercado de câmbio - Brasil. 2. Mercado futuro. 3. Risco (Economia). 4. Incerteza (Economia). I. Rochman, Ricardo Ratner. II. Costa Filho, João Ricardo Mendes Gonçalves. III. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. IV. Fundação Getulio Vargas. V. Título.

CDU 336.745(81)

Ficha Catalográfica elaborada por: Isabele Oliveira dos Santos Garcia CRB SP-010191/O

Biblioteca Karl A. Boedecker da Fundação Getulio Vargas - SP

KLEBER BOLDRIN DE ALMEIDA

**EFICIÊNCIA DO MERCADO DE CÂMBIO BRASILEIRO:
COMPORTAMENTO DO MERCADO EM FACE ÀS CRISES, MUDANÇAS POLÍTICAS
E ECONÔMICAS**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento: Finanças Internacionais

DATA DE APROVAÇÃO:

21 / 01 / 2020

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. João Ricardo Mendes Gonçalves Costa
Filho
FGV-EESP

Prof. Dr. Marcio Holland Brito
FGV-EESP

*Para Theo, por ser a luz, o carinho e a alegria viver sempre um dia melhor que o anterior.
Para Raquel, por acreditar, apoiar e trazer serenidade, mesmo diante dos obstáculos vividos.
Para meus pais, por serem o exemplo na construção do caminho, ajuste de rota e de sempre manter o olhar para frente.*

AGRADECIMENTOS

À Raquel, por toda compreensão, motivação, conversas e apoio neste período, sem o qual a conclusão deste trabalho certamente não seria possível.

Aos colegas do mestrado, pela amizade, ensinamentos e por tornarem o período mais leve, compartilhando as angústias e conquistas.

Por fim, agradeço também aos professores João Ricardo e Rochman, por toda ajuda, paciência, conselhos e orientação, imprescindíveis para a viabilização desse projeto.

Muito obrigado.

*“Livros não mudam o mundo,
quem muda o mundo são as pessoas.
Os livros só mudam as pessoas.”*

Mario Quintana.

RESUMO

A taxa de câmbio é um assunto sempre presente nas discussões sobre política econômica brasileira, sendo a flutuação do câmbio um fator relevante aos agentes de mercado que recorrem aos contratos futuros de câmbio (*forward*) como forma de proteger seus negócios. No presente trabalho estudamos a eficiência do mercado de câmbio brasileiro no período de janeiro de 2000 até dezembro de 2018, utilizando o método de Fama (1984) e os princípios de Paridade Descoberta de Taxa de Juros (*UIP*). Os resultados mostram que o mercado de câmbio brasileiro é ineficiente, com o *forward* exercendo pouco poder explicativo em relação ao dólar à vista. Também constatamos que o mercado brasileiro é sensível aos riscos domésticos, tais como o Risco País, o que corrobora com os estudos sobre como incertezas político-econômicas podem influenciar o mercado. Adicionalmente analisamos o comportamento do mercado de câmbio ao longo do tempo, buscando identificar mudanças de regime proveniente da ocorrência de eventos político-econômicos no período. Para isso avaliamos o β da regressão em janela móvel de 4 anos e observamos uma ruptura do comportamento do mercado por volta do segundo semestre de 2015, dividindo a série em dois regimes: o primeiro regime entre jan/2000 e jun/2015 com $\beta_{\text{reg1}} = 0,89$, e o segundo regime entre jul/2015 e dez/2015 com $\beta_{\text{reg2}} = 2,254$. Esta quebra de regime pode ser atribuída as incertezas políticas e econômicas que o Brasil atravessava no período de 2014 até 2016, momento marcado por uma grave recessão do país e o impeachment da presidente Dilma Rousseff.

Palavras-chave: Eficiência no Mercado de Câmbio, Contrato Futuro, Regime Cambial, Prêmio de Risco, Paridade Descoberta de Taxa de Juros, PDTJ, Incertezas.

ABSTRACT

The exchange rate is an issue that is always present in discussions on Brazilian economic policy, with an exchange rate fluctuation being a relevant factor for market agents and which relies on forward contracts to protect their business. This paper studies the efficiency of the Brazilian forward exchange rate market from January 2000 to December 2018, using Fama's methodology (1984) and Uncovered Interest Parity (UIP). The results show that Brazilian forward exchange market is inefficient, where the forward contract is not a good predictor for the spot dollar. Also, the forward market is sensitive to domestic risks, such as Country Risk, which corroborates with studies on how economic uncertainties can influence a country's market. In addition, the study analyzes forward exchange contract behavior over the period to identify regime changes arising from the occurrence of political and economic events in the period. For this, it was evaluated the β of regression for a 4-year rolling window and concluded that there was a disruption of the market behavior around the second half of 2015, dividing into two regimes: the first regime between January 2000 and June 2015 with $\beta_{\text{reg1}} = 0.89$, and the second regime between July 2015 and December 2015 with $\beta_{\text{reg2}} = 2.254$. This break may be due to the political and economic uncertainties that Brazil was going through from 2014 to 2016, moment marked by a severe recession of the country and the impeachment of President Dilma Rousseff.

Keywords: Currency Market Efficiency, Futures Contract, Forward Exchange Regime, Risk Premium, Uncovered Interest Parity, UIP, Covered Interest Parity, CIP, Uncertainty.

LISTA DE TABELAS

TABELA 1: Indicadores macroeconômicos de 2000 até 2018	15
TABELA 2: Forward que foram negociados no primeiro dia útil do mês em 2018	21
TABELA 3: Resultado das regressões para o mercado brasileiro entre jan/2000 a dez/2018	24
TABELA 4: Testes de eficiência para o mercado brasileiro entre jan/2000 a dez/2018.....	25
TABELA 5: Regressões fundamentais do FAMA para o mercado brasileiro entre jan/2000 a dez/2018	27
TABELA 6: Estatística descritivas dos Betas móveis para amostras de 4, 8, 12 e 16 anos...	28
TABELA 7: Regressão do Fama aplicado nos dois regimes.....	29

SIGLAS E ABREVIATURAS

CIP	Paridade Coberta da Taxa de Juros, ou <i>Covered Interest Parity</i>
UIP	Paridade Descoberta da Taxa de Juros, ou <i>Uncovered Interest Parity</i>
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
PIB	Produto Interno Bruto
SELIC	Taxa básica de juros da economia
EMBI	<i>Emerging Markets Bond Index</i> , ou Índice de Títulos da Dívida de Mercados Emergentes
CDS	<i>Credit Default Swap</i> .

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	13
2. MERCADO BRASILEIRO NO PERÍODO DE 2000 ATÉ 2018	14
3. EFICIÊNCIA NO MERCADO DE CÂMBIO.....	17
4. PRÊMIO DE RISCO CAMBIAL E A DECOMPOSIÇÃO DE FAMA.....	19
5. ANÁLISE EMPÍRICA	20
5.1. BASE DE DADOS.....	21
5.2. PARIDADE DESCOBERTA E COBERTA DA TAXA DE JUROS	21
5.3. RESULTADO DA EFICIÊNCIA DO MERCADO DE CÂMBIO BRASILEIRO.....	23
5.4. METODOLOGIA DO FAMA (1984) E JANELA MOVÉL DE BETAS.....	26
5.5. RESULTADO DAS REGRESSÕES E JANELA MÓVEL DE 4 ANOS	27
6. CONCLUSÕES	30
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	32

1. INTRODUÇÃO

O comportamento do mercado de câmbio é um assunto relevante nas discussões econômicas ao redor do mundo, sendo muitos os trabalhos na literatura que estudam a eficiência e especificidades deste mercado em diferentes moedas e países. Observando os estudos voltados para mercados emergentes, onde normalmente existe uma maior flutuação na taxa de juros, é esperada maior volatilidade da taxa de câmbio impactando nas expectativas dos agentes de mercado, que recorrem às operações de proteção para melhorar o ajuste de seus modelos e operações.

No Brasil, o contrato futuro de câmbio BRL/USD (ou *forward*) é um importante mecanismo de proteção (*hedge*) utilizado pelas empresas, e está entre os contratos mais líquidos do mercado. O *forward*, assumindo a hipótese de mercado eficiente (FAMA, 1970), sugere que o preço do contrato futuro reflete as expectativas dos agentes econômicos do preço à vista do ativo objeto na data futura, com base nas informações disponíveis hoje. Qualquer ação que cause desequilíbrio no mercado, abre a possibilidade para operações de arbitragem que, ao serem feitas, força o preço para o equilíbrio.

Mesmo amplamente amparado nos princípios de eficiência e arbitragem, muitos trabalhos apontam ineficiência no mercado de câmbio para diferentes moedas e países. Lewis (1995) e Engel (1996) propuseram algumas explicações para estas falhas, tais como: mercado ineficiente, aprendizagem dos agentes, problemas de pesos, comportamento irracional. Outros autores atribuíram a ineficiência à falha na Paridade Descoberta de Taxa de Juros (Cheung et al., 2005; Rossi, 2013; Du, Tepper e Verdelhan, 2018; Rime, Schrimpf e Syrstad, 2019). Uma explicação bastante discutida é a existência do prêmio de risco como variável omitida no modelo de precificação do *forward* (Fama, 1984; Li et al., 2011). Não sendo explicações mutualmente excludentes, trabalhos recentes avaliam o impacto das incertezas e ocorrência de eventos político-econômicos no comportamento do mercado de câmbio (Ozturk e Sheng, 2016; Farhi e Gabaix, 2016; Ismailov e Rossi, 2017; Coulibaly e Kempf, 2019) que atribui as oscilações mercadológicas à insegurança dos agentes frente a conjunturas econômica e política do país e a ocorrência de eventos domésticos ou globais (crises, recessão, etc.).

Tendo em vista os pontos apresentados, o objetivo do estudo é avaliar a eficiência do mercado de câmbio brasileiro de janeiro de 2000 a dezembro de 2018, período no qual o Brasil praticava o regime câmbio flutuante e metas de inflação. Adicionalmente, o trabalho verifica se o comportamento do mercado de câmbio se altera ao longo do tempo com a ocorrência a

eventos macroeconômicos e domésticos durante o período analisado.

Com os dados de contrato futuro de dólar negociado na B3 (*forward*) e o dólar à vista, constatamos que o mercado de câmbio brasileiro é ineficiente, com o *forward* exercendo pouco poder explicativo em relação ao dólar à vista. Adicionalmente concluímos que os riscos domésticos exercem bastante influência na precificação do *forward*. Por fim, identificamos quebras de regime no mercado de câmbio por conta de eventos político-econômicos ocorridos no período.

O trabalho é constituído de seis seções, além da introdução, referencias e apêndice. Na seção 2 descrevemos um resumo do mercado brasileiro no período, com os principais eventos e crises ocorridos. Na seção 3 abordamos sobre a eficiência de mercado de câmbio e estudos que apontam para falha na eficiência. Na seção 4 apresentamos o prêmio de risco no mercado de câmbio com o modelo de Eugene Fama (1984) e algumas abordagens deste modelo. Na seção 5 apresentamos o estudo empírico, com a metodologia formal e os resultados para o mercado brasileiro. Na seção 6 terminamos com as conclusões do trabalho.

2. MERCADO BRASILEIRO NO PERÍODO DE 2000 ATÉ 2018

Os estudos voltados ao mercado brasileiro reforçam a influência do clima de instabilidade político-econômica como fator de incerteza nas expectativas dos agentes. Rodrigues (2015) avaliou a condução da política monetária brasileira no período de janeiro de 2000 até março de 2015, e conclui que neste período ocorreram diferentes regimes de comportamento das expectativas de inflação e variação cambial frente as decisões do BCB. Ferreira e Mattos (2015) aplicaram o Índice de Estresse Financeiro, proposto por Balakrishnan et al. (2009), no período de julho de 1999 até outubro de 2015, e identificaram 4 episódios de estresse vinculados a crises: crise de confiança em 2002, crise do *subprime* em 2008, crise da zona do euro em 2011 e crise política e econômica em 2014. Os autores ainda enfatizaram a dependência brasileira do capital estrangeiro e a aversão ao risco dos investidores que procuram mercados mais seguros quando há sinal de insegurança política e econômica. E por fim Paula e Pires (2017) analisaram o período de expansão e desaceleração da economia brasileira durante o período de 2003 até 2016, e concluíram que tanto a ocorrência de eventos globais (boom de *commodities* em 2004, crise *subprime* em 2008, crise na zona do Euro em 2008) quanto domésticos (aumento do fluxo de capital estrangeiros em 2006, Nova Matriz Econômica em 2010) influenciaram o comportamento da taxa de juros e câmbio no mercado brasileiro.

Na Tabela 1 apresentamos um resumo de alguns indicadores econômicos, medido pelo diferencial entre o início e final do evento mencionado.

Tabela 1 – Indicadores macroeconômicos de 2000 até 2018.

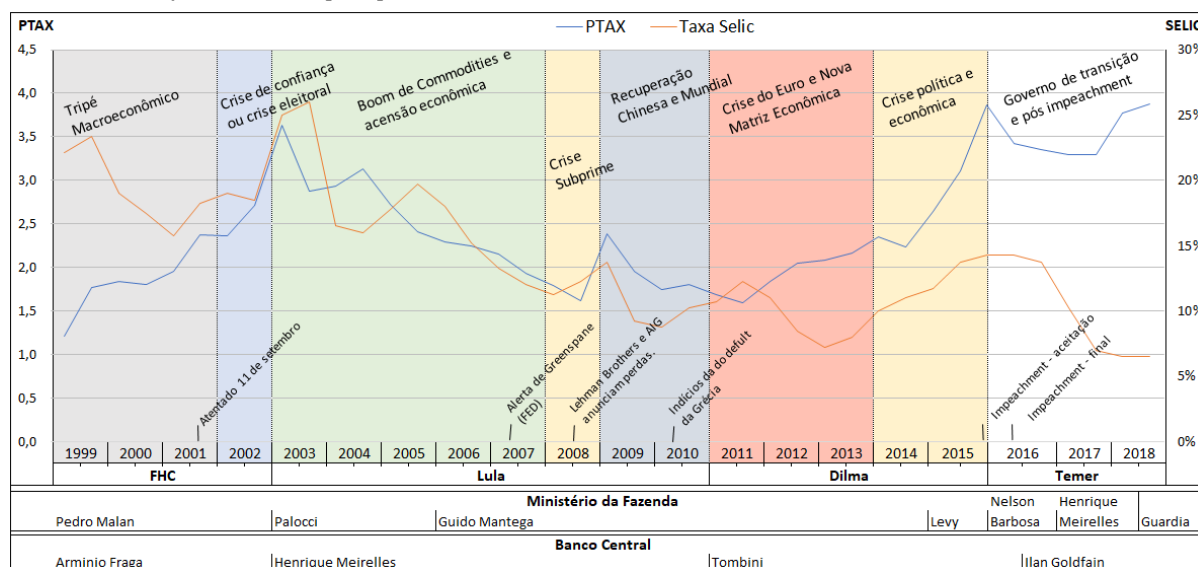
Período	Grande evento	Diferencial no período		
		IPCA	SELIC	Dólar
2000-2001	Tripé macroeconômico	-1,3%	0,0%	28,3%
2002	Crise de confiança ou crise pré-eleição	4,9%	6,0%	53,8%
2003-2007	Boom de <i>commodities</i>	-8,1%	-13,8%	-50,7%
2008	Crise <i>Subprime</i>	1,4%	2,5%	33,5%
2009-2010	Recuperação Chinesa e Mundial	0,0%	-3,0%	-29,3%
2011-2013	Crise do Euro e Nova Matriz Econômica	0,0%	-0,7%	39,1%
2014-2015	Crise política e econômica (impeachment)	4,8%	4,3%	64,7%
2016-2018	Governo de transição e pós impeachment	-6,9%	-7,8%	0,3%

Fonte: Banco Central, IPEA e autor (2019)

Observamos que, tanto eventos domésticos, quanto crises globais exerceram um papel importante na economia brasileira, corroborando com os estudos sobre a influência das incertezas como ponto de mudança no comportamento do mercado.

O Gráfico 1 traz o resumo dos principais eventos ocorridos no Brasil no período de janeiro de 1999 até dezembro de 2018, acrescido do desempenho da taxa de câmbio (PTAX, eixo da esquerda) e taxa de juros (SELIC, eixo da direita).

Gráfico 1 – Principais períodos e eventos entre 1999 e 2018 e a série da PTAX e SELIC.



Fonte: Banco Central e autor (2019)

Após a crise de confiança (2002), a partir de 2003 iniciou um período de ascensão econômica impulsionado pelo boom de *commodities* (mineiro de ferro passou de R\$ 31,95 em jan/2003 para R\$ 195,37 em jul/2007), estímulo de crédito bancário, aumento de consumo e

renda real das famílias. Com o aquecimento das exportações tivemos um aumento no capital externos e superávit da balança comercial, ocasionando uma tendência de queda na taxa de juros (SELIC) e apreciação do câmbio (PTAX) que perdurou até 2007, conforme Gráfico (1).

O contágio da crise *Subprime* (2008) gerou uma desaceleração no PIB (saindo de 6,64 em 2007 para 1,03 em 2008), aumento de 2,8% no IPCA e 0,5% na SELIC. Após este período, observamos um cenário de recuperação impulsionado pela economia chinesa e mundial, com destaque para o PIB (saindo de 1,03 em 2008 para 5,69 em 2010) e o dólar caindo 24,6% no mesmo período.

Em meados de 2011 e 2012, durante o mandato da presidente Dilma Rousseff, a crise na zona do euro ganhou força e como resposta foi implementada a Nova Matriz Econômica, que incluiu medidas intervencionistas na economia, como a redução da SELIC, desvalorização cambial, isenções fiscais buscando impulsionar o mercado, e oferta e demanda agregadas de bens. Tais medidas não tiveram o resultado esperado e o governo respondeu iniciando algumas ações fiscais *ad hoc* para estimular o crescimento, tais como: desoneração da folha de pagamento e redução de imposto para alguns setores, “contaminando” as receitas do governo.

O período de 2014 até 2015 foi marcado por uma forte recessão econômica que culminou na maior queda do PIB em 25 anos (-5,52 em dez/15), também a desvalorização do câmbio de 71,1% no período de jul/14 até dez/15 (R\$ 2,26 para R\$ 3,87), e no mesmo período a taxa SELIC subiu 3,5% (11,0% para 14,3%), como expresso no Gráfico 1.

O endividamento bruto do governo geral saiu de 48% do PIB em 2006 para 60% em agosto de 2015, somado ao enquadramento do vigente governo no crime de responsabilidade fiscal, culminaram no impeachment da Presidente Dilma Rousseff em agosto de 2016.

A partir de 2016 a economia voltou a apresentar sinais de recuperação após a instauração de um novo governo que teve como promessa a redução dos gastos públicos, arrocho fiscal, reformas e promoção de iniciativas para flexibilização do mercado brasileiro. O mercado respondeu positivamente durante os anos de 2016 até 2018, tendo melhora índices de inflação (10,7% em 2015 para 3,8% em 2018), a taxa SELIC (14,3% em 2015 para 6,5% em 2018) e PIB (-5,52 em 2015 para 1,08 em 2018).

Como observamos, o mercado brasileiro passou por diversos eventos no período, tanto em decorrência de crises internacionais quanto em aspectos políticos brasileiros. Na próxima seção descrevemos sobre os princípios de eficiência no mercado de câmbio, e apresentamos estudos que apontam para falhas nesta eficiência, sendo algumas dessas em decorrência de eventos macroeconômicos e domésticos.

3. EFICIÊNCIA NO MERCADO DE CÂMBIO

A Hipótese de Mercados Eficientes (Fama, 1970), fundamentada pela Revolução das Expectativas Racionais (Muth, 1961), teoriza que os agentes econômicos precificam os ativos com base em todas as informações disponíveis, de modo que ele não consiga alcançar consistentemente retornos superiores à média do mercado, descontado o risco que estes ativos oferecem. Em outras palavras, quaisquer desvios na relação entre retorno e risco pode ser atribuída a um erro de precificação aleatório. Desta forma, alterações neste equilíbrio são interpretados como oportunidade de arbitragem e na medida em que são aproveitadas conduzem o preço ao novamente equilíbrio.

No mercado de câmbio, os princípios de Paridade Descoberta da Taxa de Juros, ou *Uncovered Interest Parity* (UIP), e Paridade Coberta da Taxa de Juros, ou *Covered Interest Parity* (CIP), teorizam que o equilíbrio do mercado doméstico tem como base a conversão de moedas e títulos no mercado global. A UIP sugere que o diferencial de juros pago por ativos em dois países devem refletir a expectativa de valorização (ou desvalorização) da moeda desses dois países, ou melhor, retorno de dois ativos substitutos perfeitos, em moedas diferentes, devem ser iguais. Já a CIP é a relação de arbitragem entre taxa de juros estrangeira com a taxa de juros doméstica, ou seja, equipara a taxa de câmbio à vista e taxa a termo (*forward*) ao diferencial de juros entre os dois países, estabelecendo uma condição de equilíbrio e “não arbitragem” entre moedas e países.

Estes princípios aparecem em diversos modelos de determinação da taxa de câmbio (McCallum, 1994), também em modelos macroeconômicos para economias abertas, como por exemplo o Global Economic Model do Fundo Monetário Internacional GEM-IMF (Laxton e Pesenti, 2003). No mercado brasileiro, a UIP é utilizada como referência teórica em modelos que consideram variações cambiais (Bogdanski; Tombini e Werlang, 2000). Mesmo com a grande aceitação e difusão, alguns trabalhos na literatura apontam para falha empírica da UIP, evidenciando sua ineficiência em produzir previsões (Meese e Rogoff, 1983a,b, 1988; Cheung et al., 2005; Alquist e Chinn, 2008; Rossi, 2013).

Outra vertente na literatura trata das incertezas: Bloom (2009) definiu a incerteza como a volatilidade nos mercados financeiros; Belke e Kronen (2016) analisaram o papel da incerteza na explicação das bandas cambiais de inação e seus efeitos nas exportações; Ozturk e Sheng (2016) usam previsões para medir a incerteza macroeconômica global e específica do país; Rossi et al. (2016) usaram previsões de densidade de pesquisas para entender as fontes de

incerteza macroeconômica e por fim, Ismailov e Rossi (2017) avançaram com o entendimento de incertezas atribuídos à ocorrência de eventos, propondo um índice de incerteza cambial temporal.

Pesquisas sobre falhas empíricas na CIP se assemelham aos trabalhos sobre incertezas. Akram, Rime e Sarno (2008) detectaram desvios pequenos e transitórios da CIP, mas significantes. Baba e Packer (2009) estudaram as diferenças atribuídas ao risco de contraparte; e outros autores também estudaram uma série de fatores potenciais, por vezes complementares, de variações nos limites de arbitragem induzidos por questões regulatórias (Ivashina, Scharfstein e Stein, 2015; Du, Tepper e Verdelhan, 2018 e Rime, Schrimpf e Syrstad, 2019).

Uma explicação bastante discutida na literatura para estas falhas é a presença de prêmios de risco variáveis no tempo (Fama, 1984; Li et al., 2011), neste contexto a falta de validade empírica da UIP e CIP é atribuída ao prêmio de risco como variável não computada no modelo de precificação de ativos, expressado pelo termo *Forward Puzzle* (Fama, 1984). Diversos trabalhos estudaram o prêmio de risco com variação temporal, entre os mais recentes, destacamos: Brunnermeier et al. (2009) analisaram que quedas de moedas e operações de arbitragem aumentam os níveis de *spread* e implicam violações na UIP; Menkoff et al. (2012) concluíram que moedas com altas taxas de juros estão negativamente relacionadas à volatilidade cambial global e, portanto, proporcionam baixos retornos quando a volatilidade é inesperadamente alta, e retornos positivos quando as moedas possuem baixas taxas de juros; Vedolin, Tahbaz-Salehi e Mueller (2016) concluíram que quanto o maior retorno excedente em negociação de moeda, maior é a incerteza sobre a política monetária; Farhi e Gabaix (2016) vincularam prêmios de risco variáveis no tempo a desastres raros, mas extremos; Cerutti; Obstfeld e Zhou (2019) sugeriram que crises financeiras globais alteram o equilíbrio do mercado de câmbio, gerando ruptura nas expectativas e processos de precificação e, por fim, Coulibaly e Kempf (2019) concluíram que o regime de metas de inflação diminui a volatilidade no mercado de câmbio, o que chamaram de *Forward Bias Puzzle* (FBP), contudo aumentam a exposição do mercado ao prêmio de risco cambial, o que chamaram de *Forward Premium Puzzle* (FPP).

Conforme mencionamos, estas explicações não são mutuamente excludentes e exploramos um pouco mais sobre o *prêmio de risco* como variável não computada no modelo de precificação do contrato futuro de câmbio, sendo a variável endógena refletida na ineficiência da UIP e CIP.

Comprar um contrato futuro de dólar (*forward*) é comprar um seguro contra flutuações

na taxa de câmbio de operações feitas hoje com liquidação futura (*hedge*). Com isso, quanto maior a incerteza na capacidade preditiva do *forward*, maior será o risco na operação e consequentemente maior o seu reflexo no preço do contrato (*prêmio de risco*). Também é esperado que este “risco” varie de acordo com incertezas na economia, e, no caso de economias emergentes, como a brasileira, esta variação pode gerar oscilações expressivas no preço do *forward*.

Infelizmente o prêmio de risco não pode ser medido diretamente pois não temos seu registro direto, estando embutidos no preço do *forward*, sendo ele maior que a expectativa do dólar no futuro em $t+1$ (Garcia e Olivares, 2000 e Holland e Fernandes, 2011). A composição do prêmio de risco também é ampla, Holland e Fernandes (2011) destacaram a presença de dois riscos: o risco de fronteira (*cross-border*) e o risco país. O risco *cross-border* existe quando os recursos financeiros não conseguem ser transferidos entre países ou convertidos de uma moeda para a outra. O risco país decorre de impactos macroeconômicos e políticos do país (Eaton; Gersovitz; Stiglitz, 1986).

No decorrer do trabalho apresentamos estudos sobre o comportamento do prêmio de risco cambial ao redor do mundo e estudamos o mercado brasileiro, baseado no método proposto por Eugene Fama (1984).

4. PRÊMIO DE RISCO CAMBIAL E A DECOMPOSIÇÃO DE FAMA

Em seu famoso artigo, Eugene Fama (1984) avaliou a eficiência do mercado de câmbio utilizando as moedas mais negociadas, entre agosto de 1973 e dezembro de 1982, encontrou evidências de que os componentes das taxas futuro variam ao longo do tempo. As principais conclusões do trabalho foram:

- a) o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada pelo mercado a termo são negativamente correlacionados e;
- b) a maior parte da variação nas cotações a termo são devidas as variações no prêmio de risco.

Estas afirmações trouxeram desafios para os pesquisadores da área de finanças internacionais, desencadeando estudos e derivações deste modelo para diferentes moedas e países (Bansal e Dahlquist, 2000; Chinn e Meredith, 2004 e Ito e Chinn, 2007).

Frankel e Poonawala (2006) avaliaram 24 moedas de países desenvolvidos e 14 moedas de países emergentes e chegaram a uma conclusão surpreendente. Ao contrário das moedas de

países desenvolvidos, cuja depreciação esperada e realizada é negativamente correlacionada, o coeficiente da regressão para moedas de mercados emergentes é, em média, ligeiramente acima de zero, e mesmo quando negativo raramente é significativamente menor que zero.

Em outro trabalho, Coulibaly e Kempf (2019) utilizaram a regressão de Fama adicionando uma *dummy* para os países emergentes que adotaram políticas de metas de inflação (*IT – inflation targeting*), afim de identificar se a IT gera efeito na volatilidade do *forward*, o que chamaram de *Forward Bias Puzzle* (FBP), e na exposição do *forward* ao prêmio de risco cambial, o que chamaram de *Forward Premium Puzzle* (FPP). Os autores concluíram que a adoção de IT deixa a inflação e o *forward* mais estáveis e diminui a volatilidade de ambos (FBP), em contrapartida a menor volatilidade do *forward* gera aumento no prêmio de risco cambial (FPP). Esta conclusão também corrobora com Fama (1984) e Frankel e Poonawala (2006) sobre o coeficiente negativo em países desenvolvidos (menor volatilidade) e positivo em países emergentes (maior volatilidade).

Trazendo para a realidade brasileira, Garcia e Olivares (2000) aplicaram o método utilizado por Fama para os dados entre abril de 1995 e dezembro de 1998, período que o país praticou o regime de câmbio controlado. O resultado indicou correlação positiva do prêmio de risco, confirmando com Frankel e Poonawala (2006) e Coulibaly e Kempf (2019). Além disso, o estudo segregou em dois componentes a diferença entre o *forward* e *spot* (taxa de câmbio à vista): expectativa de depreciação cambial e o prêmio do risco cambial. Os autores concluíram que o prêmio de risco cambial correspondeu a cerca da metade da depreciação esperada.

Para validar se as condições domésticas do mercado brasileiro podem influenciar o comportamento do *forward*, Garcia e Olivares (2000) e Garcia e Didier (2003) utilizaram uma medida de risco país (*country risk*) como variável explicativa na regressão e concluíram que o prêmio de risco cambial e o risco país possuem fatores macroeconômicos comuns, o que mostra a importância da credibilidade de um país nas políticas monetária e cambial.

Como podemos observar, o prêmio de risco no mercado de câmbio é amplamente aceito pela literatura com diversas contribuições, sob diferentes óticas, sobre seu comportamento e quais as variáveis que explicam sua variação. Na próxima seção descrevemos as principais referências utilizadas no trabalho e quais os resultados para o Brasil.

5. ANÁLISE EMPÍRICA

Partindo da Hipótese de Eficiência no mercado futuro de câmbio, a análise empírica

apresenta a metodologia por trás destes princípios e os resultados dos testes de eficiência aplicados ao mercado brasileiro de janeiro de 2000 a dezembro de 2018, período no qual o Brasil já praticava o regime câmbio flutuante e metas de inflação, introduzida a partir de 1999.

5.1. BASE DE DADOS

As séries possuem 228 observações entre janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Para os dados de *forward*, utilizamos a série de preços dos contratos futuros de dólar de um mês negociados na B3. Os contratos de 1 mês foram preferíveis por serem o vencimento com maior liquidez, conforme apresentado na Tabela 2, o que minimiza a existência de má formação do preço pelos agentes (*noise error*), já mencionado Holland e Fernandes (2011).

Tabela 2 – *Forward que foram negociados no primeiro dia útil do mês em 2018.*

Mês	Duração contrato (meses)											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
dez/18	34.265	12		3								
nov/18	38.575		2									
out/18	35.605	7	2									
set/18	23.126											
ago/18	29.991	8										
jul/18	25.084											
jun/18	40.698	14	4	2	2							
mai/18	50.760	21	1	1		2						
abr/18	29.316	12										
mar/18	57.280	10	5				2					
fev/18	38.732	11										
jan/18	27.769	10	2									

Fonte: B3 (2019)

Os dados de taxa de câmbio à vista (*spot*) utilizamos a PTAX, principalmente por ser base de cálculo deste tipo de contrato futuro, também por ser uma taxa calculada pelo Banco Central e amplamente utilizada no mercado brasileiro.

Para os dados de Risco Brasil utilizamos o EMBI+Brasil por ser uma série bastante consolidada e com dados desde 1994, atendendo ao período avaliado no trabalho. Também avaliamos o CDS (*Credit Default Swap*) e constatamos que ambas as séries possuem as mesmas conclusões, tendo uma correlação entre elas de 0,98 (APENDICE B).

5.2. PARIDADE DESCOBERTA E COBERTA DA TAXA DE JUROS

Aplicando a UIP, espera-se que a taxa de juros doméstica (i) multiplicada pelo fator composto entre o câmbio à vista (S_t) e o câmbio esperado no futuro ($\mathbb{E}_t[S_{t+1}]$) seja igual a taxa de juros internacional (i^*), conforme equação (1).

$$(1+i) \frac{S_t}{\mathbb{E}_t[S_{t+1}]} = (1+i^*) \quad (1)$$

Aplicando log e ajustando os termos, temos:

$$\ln(1+i) + \ln(S_t) - \ln(\mathbb{E}_t[S_{t+1}]) = \ln(1+i^*) \quad (2)$$

Considerando no limite $\ln(1+i) \sim \ln(i)$.

$$\ln(i^*) = \ln(i) + \ln(S_t) - \ln(S_{t+1}^e) \quad (3)$$

Ordenando e ajustando a notação (em log e $S_{t+1}^e = \mathbb{E}_t[S_{t+1}]$), temos:

$$i - i^* = (S_{t+1}^e - S_t) \quad (4)$$

A regressão (5) pode ser utilizada para testar a hipótese de eficiência da UIP, considerando que os coeficientes sejam $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, e o erro (ε_t) um “ruído branco”.

$$S_{t+1}^e - S_t = \alpha + \beta (i - i^*) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Passamos agora para a derivação da CIP, conforme equação (6).

$$(1+i) \frac{S_t}{F_{t,t+1}} = (1+i^*) \quad (6)$$

Utilizando as mesmas derivações aplicadas nas equações (1) até (4), substituindo $\mathbb{E}_t[S_{t+1}]$ por $F_{t,t+1}$, onde $F_{t,t+1}$ é o *forward* (ou contrato futuro de moeda), temos:

$$i - i^* = F_{t,t+1} - S_t \quad (7)$$

Multiplicando por -1 e reagrupando os fatores, chegou-se na equação (8).

$$F_{t,t+1} - S_t = i^* - i \quad (8)$$

Por fim, aplicamos a equação (8) na (5) e chegamos na regressão (9). Esta equação tem como objetivo observar se o diferencial de *spot* (taxa de câmbio à vista) pode ser explicado pelo diferencial entre o *forward* e *spot*, conforme segue:

$$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta (F_{t,t+1} - S_t) + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$H_0: \beta = 1 \text{ e } \alpha = 0 \text{ (hipótese conjunta)} \quad \text{e} \quad \varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2) \quad (10)$$

A hipótese acima considera que o mercado de câmbio é eficiente, o diferencial *spot* ($S_{t+1} - S_t$) pode ser explicada pelo diferencial de *forward* e *spot* ($F_{t,t+1} - S_t$).

Para verificar a existência de riscos domésticos na precificação do *forward*, como fizeram

Garcia e Olivares (2000) e Garcia e Didier (2003), incluímos o risco país ($\Delta\text{RiscoBR}_t = \text{RiscoBR}_{t+1} - \text{RiscoBR}_t$) na regressão.

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1(\Delta f_t) + \beta_2(\Delta\text{RiscoBR}_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (11)$$

Para determinar a existência de regimes no mercado de câmbio, aplicamos o modelo de Markov Switching que permite verificar não linearidades na série e identificar de forma endógena diferentes regimes, conforme equação (12) e (13).

$$\Delta s_{t+1} = c + \alpha y_{t-1} + \beta_{st}(\Delta f_t) + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta s_{t+1} = c + \alpha y_{t-1} + \beta_{st}(\Delta f_t) + \theta_{st}(\Delta\text{RiscoBR}_t) + \varepsilon_t \quad (13)$$

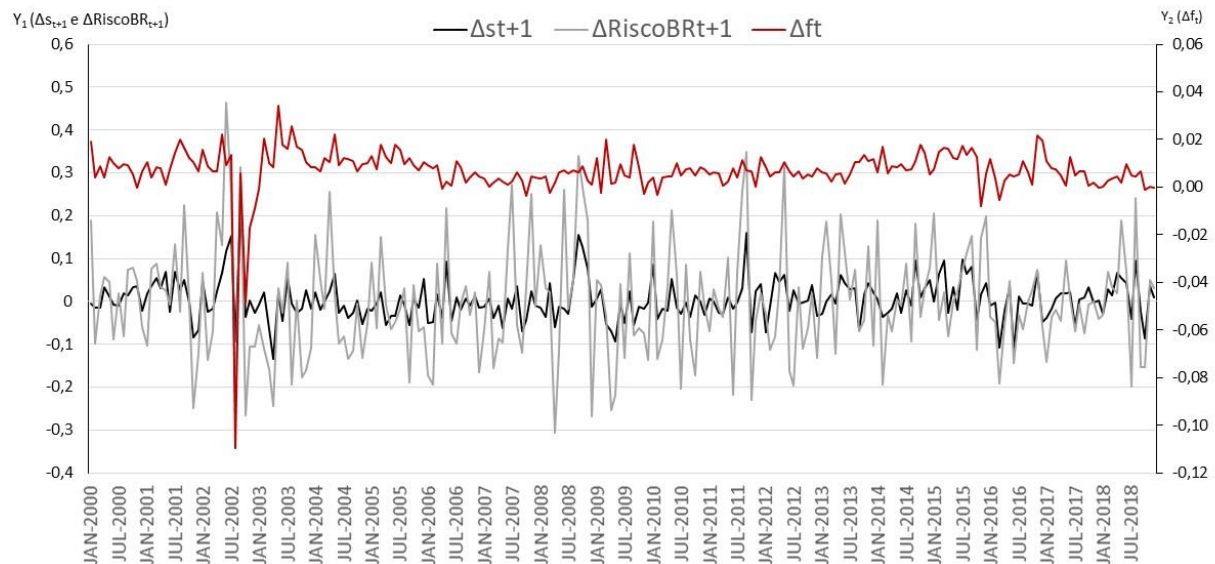
$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$$

Na próxima subseção avaliamos os resultados aplicados ao mercado brasileiro.

5.3. RESULTADO DA EFICIÊNCIA DO MERCADO DE CÂMBIO BRASILEIRO

No Gráfico 2 observamos as três séries de diferenciais expressas na regressão (11), sendo o diferencial do spot ($\Delta s_{t+1} = \ln[s_{t+1}] - \ln[s_t]$), o diferencial entre o *forward* e o spot ($\Delta f_t = \ln[f_t] - \ln[s_t]$) e o diferencial do Risco Brasil ($\Delta\text{RiscoBR}_t = \ln[\text{RiscoBR}_{t+1}] - \ln[\text{RiscoBR}_t]$). No eixo a esquerda temos as séries Δs_{t+1} e $\Delta\text{RiscoBR}_t$, na direita o Δf_t .

Gráfico 2 – Comportamento das séries de Δs_{t+1} , Δf_t e $\Delta\text{RiscoBR}_t$ entre jan/2000 a dez/2018.



Fonte: do autor

Observamos que as séries Δs_{t+1} e $\Delta\text{RiscoBR}_t$ são mais voláteis que a Δf_t , ou seja, as volatilidades dos preços a vista são maiores que o *forward*.

Na Tabela 3 estão apresentados os resultados das regressões ΔS_{t+1} , sendo a primeira explicada apenas pelo Δf_t e a segunda sendo explicada tanto pela Δf_t quanto pela $\Delta \text{RiscoBR}_t$, conforme equações (9) e (11).

Tabela 3 – Resultado das regressões para o mercado brasileiro entre jan/2000 a dez/2018.

Regressão 01				Regressão 02			
$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1(\Delta f_t) + u_{t+1}$				$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1(\Delta f_t) + \beta_2(\Delta \text{RiscoBR}_t) + u_{t+1}$			
#	coef.	std. err	p-valor	#	coef.	std. err	p-valor
α	0,00	0,00	0,48	α	0,00	0,00	0,48
β_1	0,88	0,30	0,00	β_1	0,34	0,22	0,11
				β_2	0,25	0,02	0,00
R^2	0,04			R^2	0,50		
$R^2 \text{ Adj}$	0,03			$R^2 \text{ Adj}$	0,50		
AIC	-743,21			AIC	-890,74		
BIC	-732,92			BIC	-877,02		

Fonte: do autor

O resultado da primeira regressão vemos um β_1 positivo e significativo (próximo de 1), mostrando que ΔS_{t+1} acompanha o movimento de Δf_t . Contudo apenas 4% da variação de ΔS_{t+1} pode ser explicada pela variação de Δf_t . Na segunda regressão incluímos o risco país, e o modelo ampliou seu poder explicativo (R^2 Ajustado aumentou de 4% para 50%), com os critérios de informação Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC) indicando melhora.

Ambos os resultados encontramos na literatura apresentada. O primeiro sobre β_1 positivo para países emergentes encontramos nos estudos de Frankel e Poonawala (2006) e Coulibaly e Kempf (2019), e o segundo sobre o risco país como variável que mostra a sensibilidade do mercado de câmbio brasileiro aos riscos e incertezas domésticas, encontramos nos estudos de Garcia e Olivares (2000), Garcia e Didier (2003) e Holland e Fernandes (2011).

Para avaliar a eficiência do modelo avaliado na equação (9), primeira regressão da Tabela 3, aplicamos os testes na primeira regressão sob duas hipóteses:

- igualdade conjunta entre os coeficientes da regressão ($\beta = 1$ e $\alpha = 0$), simbolizando que o diferencial do *spot* ($S_{t+1} - S_t$) pode ser explicada pelo diferencial de *forward* e *spot* ($F_{t,t+1} - S_t$) e;
- erros da regressão devem ser independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância constante ($\varepsilon_t \sim \text{iid}[0, \sigma^2]$), e para isso foram aplicados os testes de homocedasticidade, correlação serial (auto correlação), estacionaridade e normalidade nas séries.

Na Tabela 4 apresentamos os resultados e concluímos que a hipótese de eficiência no mercado de brasileiro foi violada devido a existência de auto correlação e não normalidade nas

séries, muito embora não rejeitamos a hipótese de igualdade conjunta ($\alpha_1=0$ e $\beta_1=1$), homocedásticas e estacionárias.

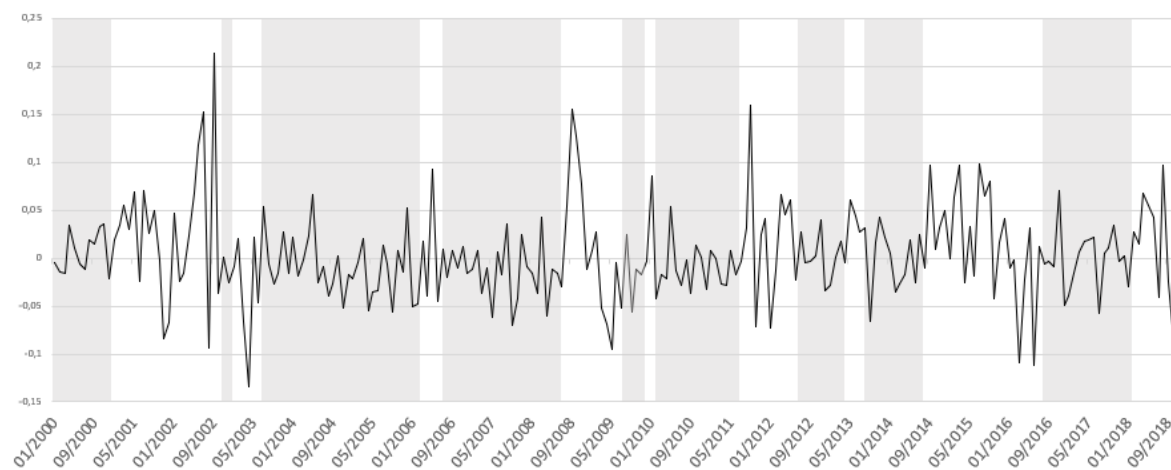
Tabela 4 – Testes de eficiência para o mercado brasileiro entre jan/2000 a dez/2018.

Objetivo do teste	Teste	H_0	$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(\Delta f_t) + \varepsilon_{t+1}$	
			Stat obs (p-value)	Resultado
Igualdade conjunta	Wald	$\alpha_1 = 0$ $\beta_1 = 1$	0,69 (0,50)	Não rejeita
Homocedasticidade	Breusch-Pagan / Godfrey	$E(u x)=\sigma^2$	0,46 (0,50) χ^2 (95%): 3,84	Não rejeita
Autocorrelação	Ljung-Box	$\rho = 0$	Lag (1) 3,79 (0,05)	Rejeita
			Lag (2) 12,40 (0,00)	
			Lag (5) 14,91 (0,00)	
			Lag (10) 28,61 (0,00)	
Estacionaridade	Dickey Fuller	$H_0: \phi > p$ $H_1: \phi < p$	None: (99%: -2,58) -14,49 (0,00)	Não rejeita
			Drift: (99%: -3,46) -14,53 (0,00)	
			Trend: (99%: -3,99) -14,51 (0,00)	
Normalidade	Shapiro-Wilk	$\varepsilon \sim N(.)$	0,95 (1,7e-08)	Rejeita

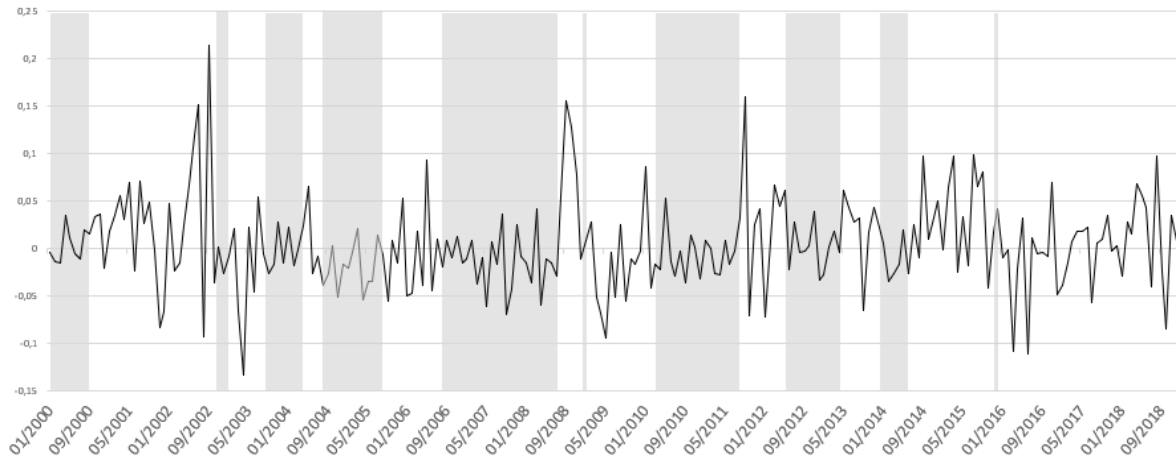
Fonte: do autor

No Gráfico (4) e (5) foi aplicado o modelo Markov Switching considerando dois regimes, conforme equação (12) e (13), para identificar quebras de regime ao longo das séries executadas nas regressões (9) e (11).

Gráfico 3 – Δf_{t+1} – Quebras de regime da série (Markov Switching).



Fonte: do autor

Gráfico 4 – $\Delta f_{t+1} + \Delta \text{RiscoBR}_t$ – Quebras de regime da série (Markov Switching)

Fonte: do autor

Os resultados para ambas as séries apresentaram quebras de regime, indicando mudança no comportamento do mercado de câmbio brasileiro no decorrer do período.

Seguimos na próxima subseção com a metodologia de Eugene Fama (1984) e a derivação desta para verificação do beta da regressão em janela móvel.

5.4. METODOLOGIA DO FAMA (1984) E JANELA MOVÉL DE BETAS

Em seu estudo, Engene Fama (1984) trabalha com o “prêmio de risco” como a variável não computada no modelo, sendo este prêmio de risco (p_t) parte integrante do erro (ε_t) existente no forward (f_t) e o retorno esperado do preço à vista um período para frente $\mathbb{E}_t[s_{t+1}]$.

$$f_t = \mathbb{E}_t[s_{t+1}] + p_t \quad (14)$$

$$p_t = f_t - \mathbb{E}_t[s_{t+1}] \quad (15)$$

Subtraindo a taxa a vista (s_t) em ambos os lados da equação (15), obtemos o componente $f_t - s_t$ como prêmio do forward (*forward premium ou forward discount*):

$$f_t - s_t = \mathbb{E}_t[s_{t+1} - s_t] + p_t \quad (16)$$

Decompondo o prêmio do forward ($f_t - s_t$) como $f_t - s_{t+1}$, também incluindo a equação (16) demonstrada previamente, Fama propõe as regressões abaixo:

$$f_t - s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(f_t - s_t) + \varepsilon_{1\ t+1} \quad (17)$$

$$s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2\ t+1} \quad (18)$$

Estas são as equações fundamentais de “Fama”, sendo elas complementares e, portanto,

possuem informações idênticas sobre a variação dos componentes p_t e $\mathbb{E}_t[s_{t+1} - s_t]$, de modo a obedecer às afirmações abaixo¹:

$$\alpha_1 + \alpha_2 = 0; \quad \beta_1 + \beta_2 = 1; \quad \varepsilon_{1,t+1} + \varepsilon_{2,t+1} = 0 \quad (19)$$

Com o objetivo de verificar comportamento diferente do β ao longo do tempo, utilizamos a regressão (18) em janela móvel. Assumindo $nObs$ o número de observações utilizadas na regressão, sendo i um vetor de amostra contendo $nObs$ observações, incrementamos ambos os lados até o final da série (N), temos i_n expressos: $i_1 = (1, \dots, nObs)$; $i_2 = (2, \dots, nObs+1)$; ...; $i_n = (N - nObs, \dots, N)$, expressos na equação (20).

$$S_{i,t+1} - S_{i,t} = \alpha M_i + \beta M_i (F_{i,t+1} - S_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

Como resultado temos uma série de βM composto pelos β das regressões ao longo do tempo. Sabendo que o β em eficiência é igual a 1, aplicamos a regressão tendo 1 como variável explicativa, para avaliar os resíduos, ou erros da regressão, conforme equação (21).

$$\beta M_i = \alpha + \beta (1) + \varepsilon_i \quad (21)$$

Desta forma, podemos avaliar o comportamento da série de βM , buscando encontrar quebras de regime no mercado brasileiro de câmbio com o modelo de Markov Switching.

5.5. RESULTADO DAS REGRESSÕES E JANELA MÓVEL DE 4 ANOS

Na Tabela 5 aplicamos as equações de Fama (12) e (13) ao mercado brasileiro, sendo elas complementares $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ ($0,0026 + 0,0026 = 0$) e $\beta_1 + \beta_2 = 1$ e ($0,87954 + 0,12046 = 1$). Vale destacar que o β_1 é positivo e significativo, conforme esperado para países emergentes.

Tabela 5 – Regressões fundamentais do FAMA para o mercado brasileiro entre jan/2000 a dez/2018.

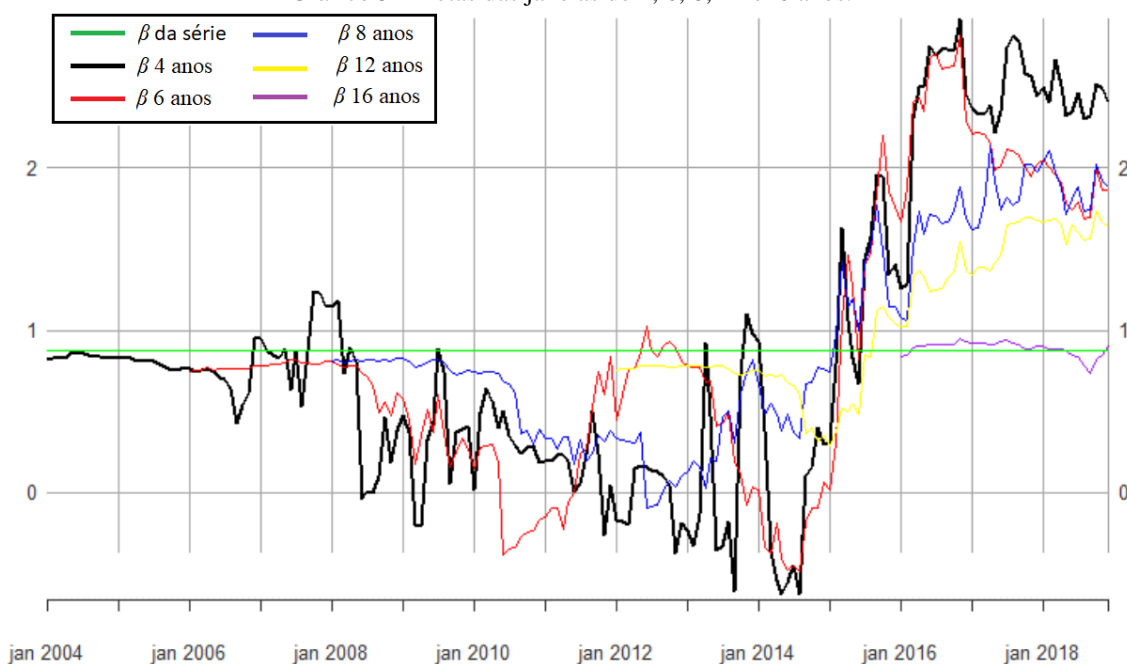
$S_{t+1} - S_t = \alpha_1 + \beta_1 (f_t - S_t) + \varepsilon_1$				$f_t - S_{t+1} = \alpha_2 + \beta_2 (f_t - S_t) + \varepsilon_2$			
#	coef.	std. Err	p-valor	#	coef.	std. Err	p-valor
α_1	-0,00260	0,00370	0,48256	α_1	0,00260	0,00370	0,48300
β_1	0,87954	0,29607	0,00329	β_1	0,12046	0,29607	0,68400

Fonte: do autor

No Gráfico 5 apresentamos o comportamento do coeficiente para janela móvel de 4, 6, 8, 12 e 16 anos, conforme equação (21).

¹ As regressões permitem “estimar momentos e funções de momentos que caracterizam a distribuição conjunta de p_t e $\mathbb{E}_t[\Delta s_{t+1}]$ ” (Mark 2001, p. 132.)

Gráfico 5 – Betas das janelas de 4, 6, 8, 12 e 16 anos.



Fonte: do autor

Podemos observar no Gráfico (5) que a série de β de 4 anos é a mais volátil, e quanto maior é o número de anos considerados na regressão (tamanho da janela móvel), menor a volatilidade. Na Tabela 6 observamos as estatísticas descritivas das séries.

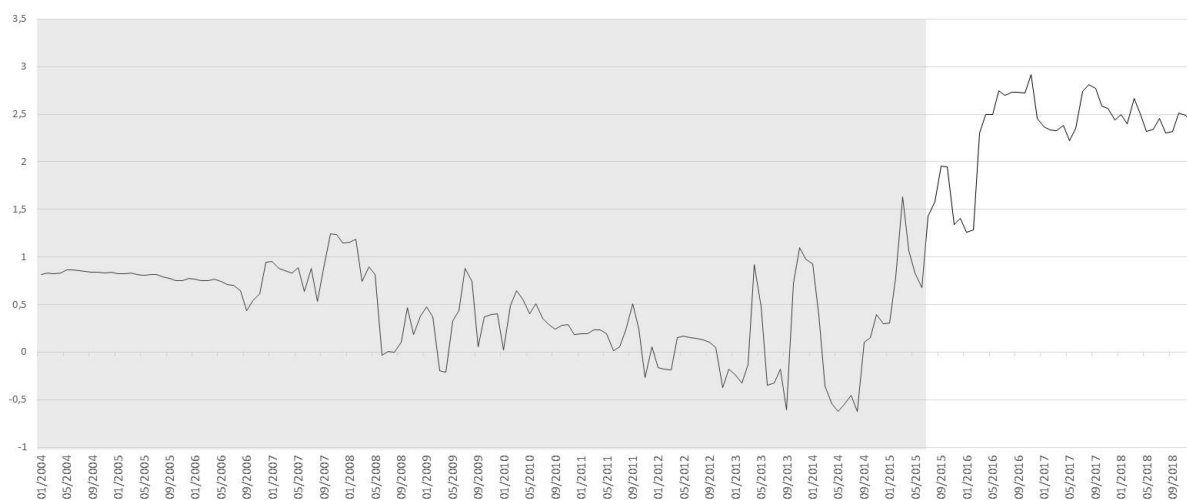
Tabela 6 – Estatística descritivas dos Betas móveis para amostras de 4, 8, 12 e 16 anos.

Séries	Tamanho da janela móvel	N série	Min	Max	Média	Mediana	Var	Sd
beta4y _t	48	180	-0,623	2,919	0,883	0,758	0,843	0,918
beta6y _t	72	156	-0,484	2,814	0,879	0,768	0,695	0,834
beta8y _t	96	132	-0,089	2,134	0,921	0,791	0,390	0,624
beta12y _t	144	84	0,293	1,737	1,045	0,810	0,183	0,428
beta16y _t	192	36	0,732	0,949	0,889	0,906	0,002	0,045

Fonte: do autor

Escolhemos a série de β de 4 anos por ser o tempo de mandato de governo, objetivando avaliar mudanças de comportamento no mercado de câmbio brasileiro. Com isso foi aplicado o modelo de Markov Switching, para identificar quebras de regimes no período analisado, conforme Gráfico (6).

Gráfico 6 – Beta 4 anos – Quebras de regime da série (Markov Switching)



Fonte: do autor

Observamos dois regimes cuja quebra ocorre por volta do segundo semestre de 2015. Na Tabela 7 apresentamos duas regressões que consideraram o período de cada regime. A primeira considera o período entre jan/2000 e jun/2015, e a segunda entre jul/2015 e dez/2018.

Tabela 7 – Regressão do Fama aplicado nos dois regimes

Regime 1 – 01/2000 até 06/2015				Regime 2 – 07/2015 até 12/2018			
$\Delta s_{t+1}^{\text{Reg1}} = \alpha + \beta_1(f_{t+1}^{\text{Reg1}}) + \varepsilon_{it}$				$\Delta s_{t+1}^{\text{Reg2}} = \alpha + \beta_1(f_{t+1}^{\text{Reg2}}) + \varepsilon_{it}$			
#	coef.	std. err	p-valor	#	coef.	std. err	p-valor
α_{reg1}	-0,00235	0,00409	0,56560	α_{reg2}	-0,00817	0,00995	0,41630
B_{reg1}	0,82903	0,30822	0,00780	β_{reg2}	2,25358	1,16601	0,06040
R^2	0,03764			R^2	0,85410		

Fonte: do autor

Na Tabela (6) observamos uma clara ruptura de comportamento do mercado de câmbio brasileiro ($\beta_{\text{reg1}} = 0,829$ e $\beta_{\text{reg2}} = 2,254$), o que pode ser atribuído às incertezas políticas e econômicas que o Brasil atravessava neste momento. O período entre 2014 e 2016 foi marcado pelo impeachment da então presidente Dilma Rousseff, associada a grave recessão que culminou maior queda do PIB em 25 anos (-5,52 em dez/15), a desvalorização do real em relação ao dólar de 71,1% (jul/2014 e dez/2015) e alta da taxa SELIC em 3,5% (jul/2014 e dez/2015).

O resultado é semelhante aos achados na literatura que atribuem falhas na UIP e CIP a incertezas domésticas (Ozturk e Sheng, 2016) e ocorrência de eventos críticos ou crises financeiras (Farhi e Gabaix, 2016 e Cerutti; Obstfeld e Zhou, 2019).

6. CONCLUSÕES

A hipótese de eficiência em mercado futuro de câmbio tem como prerrogativa que o preço futuro de um ativo, ou futuro de moeda (*forward*), é um estimador não-enviesado do preço à vista esperado para uma data futura. No presente trabalho avaliamos a eficiência do mercado brasileiro de câmbio no período de janeiro de 2000 até dezembro de 2018, utilizando o método de Fama (1984) e os princípios de Paridade Descoberta de Taxa de Juros (*Uncovered Interest Parity*, UIP).

Nos testes empíricos verificamos que o mercado de câmbio brasileiro não é eficiente, com apenas 3,76% da variação do diferencial do preço à vista ($S_{t+1} - S_t$) explicado pela variação do diferencial do *forward* e preço à vista ($F_t - S_t$). Adicionalmente, incluímos o Risco Brasil como variável explicativa da regressão, o que fez o modelo passar de 3,75% para 49,6% o seu poder explicativo, corroborando com os estudos aplicados ao mercado brasileiro de Garcia e Olivares (2000), Garcia e Didier (2003) e Holland e Fernandes (2011), que avaliaram o *prêmio de risco* como variável omitida no modelo de precificação do *forward*, e concluíram que o Risco Brasil está exposto aos mesmos fatores macroeconômicos que o *prêmio de risco*, sendo o Risco Brasil uma medida utilizada como termômetro das expectativas dos agentes em relação aos riscos do mercado.

O resultado de ineficiência no mercado de câmbio brasileiro conversa com uma vasta literatura que estuda as incertezas do mercado doméstico e ocorrência de eventos impactantes (crises, recessão, etc.) como fonte geradora destas ineficiências, chamada de *falha empírica na UIP*. Neste contexto, destacamos os estudos: ineficiência do mercado brasileiro explicada pelos riscos existentes no mercado doméstico, como o risco de fronteira e o risco país (Holland e Fernandes, 2011); existência de diferentes regimes econômicos no mercado brasileiro devido a mudança na condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil (Rodrigues, 2015); incidência de eventos raros, mas extremos (Farhi e Gabaix, 2016); incertezas quanto as políticas macroeconômicas do país (Ozturk e Sheng, 2016); impactos da adoção de políticas de meta de inflação na volatilidade do câmbio e no prêmio de risco cambial (Coulibaly e Kempf, 2019) e crises financeiras que alteram o equilíbrio do mercado de câmbio (Cerutti; Obstfeld e Zhou, 2019).

A mudança no mercado de câmbio brasileiro ao longo do tempo foi analisada com a avaliação do coeficiente da regressão de Fama em janela móvel de 4 anos, período de um mandato de governo. O resultado mostrou uma quebra do comportamento do coeficiente no

segundo semestre de 2015, sendo o 0,89 o coeficiente no primeiro regime (jan/2000 até jun/2015), e o 2,254 o coeficiente no segundo regime (jul/2015 até dez/2019).

Esta ruptura pode ser atribuída as incertezas políticas e econômicas atravessadas pelo Brasil no período entre 2014 e 2016, que foi marcado por uma grave recessão econômica que culminou na maior queda do PIB em 25 anos (-5,52 em dez/15), a desvalorização do real em relação ao dólar de 71,1% (jul/2014 e dez/2015) e o impeachment da presidente Dilma Rousseff.

Os resultados apresentados no trabalho mostram a sensibilidade do mercado brasileiro quanto aos riscos existentes, sendo eles fatores que influenciam o comportamento do mercado de câmbio. Também demonstra como ocorrências de eventos político-econômicas geram uma ruptura das expectativas dos agentes de mercado, refletida na precificação do contrato futuro de câmbio no mercado brasileiro.

O trabalho busca motivar estudos que avaliem a incerteza do mercado como variável temporal, relacionada pela ocorrência de eventos do mercado domésticos ou internacional, que impulsionam mudanças nas expectativas dos agentes e, consequentemente, no equilíbrio do mercado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALQUIST, R. AND M.D. CHINN. *Conventional and Unconventional Approaches to Exchange Rate Modelling and Assessment*. International Journal of Finance and Economics 13, 2008, p. 2-13.

AKRAM, Q. F., RIME, D., & SARNO, L. *Arbitrage in the foreign exchange market: Turning on the microscope*. Journal of International Economics 76(2), 2008, p. 237-253

ARBEX, MARCELO A.; ROTATORI, WILSON LUIZ. *Eficiência em Mercado Futuros, Prêmio de Risco e Bandas de Câmbio no Brasil*. Est. Con. São Paulo, V.30, N.4, outubro à dezembro 2000, P.525-547

B3. *Futuro de Taxa de Câmbio de Reais por Dólar Comercial*. Disponível em: http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/listados-a-vista-e-derivativos/moedas/futuro-de-taxa-de-cambio-de-reais-por-dolar-comercial.htm. Acesso em julho, 2019

BABA, N.; PACKER, F. *Interpreting deviations from covered interest parity during the financial market turmoil of 2007–08*. Journal of Banking and Finance 33(11), 2009, p. 1953-1962.

BAILLIE, R.T. AND T. BOLLERSLEV. *The Forward Premium Anomaly is Not as Bad as You Think*. Journal of International Money and Finance 19(4), 2000, p.471-488.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Histórico de metas para a inflação*. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>. Acesso em julho, 2019

BARBOSA FILHO, F.H. *A crise econômica de 2014/2017*. Estudos avançados, São Paulo, 31(89):51-60, 2017. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-40142017000100051&script=sci_arttext&tlng=pt. Acesso em outubro de 2019.

BARBOSA FILHO, F.H. *O desafio macroeconômico de 2015-2018*. Rev. Econ. Polit. vol.35 no.3, São Paulo jul./set. 2015. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-31572015000300403&lng=pt&tlng=pt. Acesso em agosto, 2019.

BALAKRISHNAN, R.; DANNINGER, S.; ELEKDAG, S.; TYTELL, I. *The transmission of financial stress from advanced to emerging economies*. IMF Working Paper, n. 09/133, 2009.

BANSAL, R., DAHLQUIST, M. *The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies*. J. Int. Econ. 51 (1), 2000, p.115–144.

BELKE, ANSGAR; KRONEN, DOMINIK. *Exchange rate bands of inaction and play-hysteresis in Greek exports to the Euro Area, the US and Turkey: sectoral evidence*. Empirica, Vol 43, Issue 2, 2016, p. 349–390

BERNANKE, B., MISHKIN, F. *Inflation targeting: a new framework of monetary policy?* J. Econ. Perspect. 11 (2), 1997, p. 97–116.

BOGDANSKI, JOEL AND TOMBINI, ALEXANDRE A. AND DA C. WERLANG, SERGIO R. *Implementing Inflation Targeting in Brazil*. Banco Central do Brasil Working Paper No. 1., July 2000.

BRUNNERMEIER, MARCUS K.; NAGEL STEFAN; PEDERSEN, L.H.. *Carry Trades and Currency Crashes*. In: D. Acemoglu, K. Rogoff & M. Woodford (eds.). NBER Macroeconomics Annual 2008, 2009, p. 313-347.

CERUTTI, EUGENIO M.; OBSTFELD, MAURICE; ZHOU, HAONAN. *Covered interest parity deviations: Macrofinancial determinants*. NBER Working Paper 26129, 2019.

CHEUNG, Y.W., M.D. CHINN AND A.G. PASCUAL, *Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?*. Journal of International Money and Finance 24, 2005, p. 1150-1175.

CHINN, M.D., MEREDITH, G. *Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity*. IMF Staff Papers 51 (3), 2004, p. 409–430.

COUDERT, V., MIGNON, V. *The “forward premium puzzle” and the sovereign default risk*. J. Int. Money Finance, 32, 2013, p. 491–511.

COULIBALY, DRAMANE; KEMPF, HUBERT. *Inflation targeting and the forward bias puzzle in emerging countries*. Journal of International Money and Finance, 90, 2019: p.19-33.

DU, W., HÉBERT, B., WANG HUBER, A. *Are intermediary constraints priced?*. NBER Working Paper 26009, 2019.

DU, W., TEPPER, A., VERDELHAN, A. *Deviations from Covered Interest Rate Parity*. Journal of Finance 73(3), 2018, p. 915-957.

EATON, JONATHAN; GERSOVITZ, MARK; STIGLITZ, JOSEPH E. *The pure Theory of Country Risk*. European Economic Review, 30, 1986, p. 481-513.

ENGEL, CHARLES. *The forward discount anomaly and the risk premium*. Journal of Empirical Finance, Vol. 3, 1996, p. 123-192.

FAMA, EUGENE F. *Efficient capital markets: a review of theory and empirical work*. The Journal of Finance, New York, Volume 25, 1970, p. 383-417.

FAMA, EUGENE F. *Forward and spot exchange rates*. Journal of Monetary Economics, Volume 14, 1984, p. 319-338.

FARHI, E.; X. GABAIX. *Rare Disasters and Exchange Rates*, Quarterly Journal of Economics, 131(1), 2016, 1-52.

FERREIRA, DOUGLAS M; MATTOS, LEONARDO B. *Estresses financeiros na economia brasileira durante o regime de metas para inflação*. Economia e Sociedade, Campinas, v. 27, n.1 (62), abril 2018, p. 233-263.

FRANKEL, JEFFREY; POONAWALA, JUMANA. *The forward market in emerging currencies: less biased than in major currencies*. Journal of International Money and Finance, 29(3), 2010, p. 585-598.

GARCIA, MARCIO; OLIVARES, GINO. *Prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real*. Pesquisa de planejamento econômico | ppe, v.33, n.2, 2003.

GARCIA, MARCIO; DIDIER, TATIANA. *Taxa de juros, risco cambial e risco país*. PUC-RJ, Working Paper, 2001.

HOLLAND, MARCIO; FERNANDES, CLÁUDIO. “Eficiência no mercado de câmbio brasileiro.. In: Holland, Márcio; Nakano, Yoshiaki (Org.). *Taxa de Câmbio no Brasil: Estudos de uma perspectiva do desenvolvimento econômico*. São Paulo, Campus/FGV-SP, 2011.

ISMAILOVY, ADILZHAN; ROSSI, BARBARA. *Uncertainty and Deviations from Uncovered Interest Rate Parity*. Journal of International Money and Finance, 2018

ITO, H., CHINN, M. *Price-based measurement of financial globalization: a cross-country study of interest rate parity*. Pacific Econ. Rev. 12 (4), 2007, p. 419–444.

IVASHINA, VICTORIA; SCHARFSTEIN, DAVID S.; STEIN, JEREMY C. *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 130, Issue 3, August 2015, p. 1241–1281.

LAXTON, DOUGLAS; PESENTI, PAOLO. *Monetary rules for small, open, emerging economies*. Journal of Monetary Economics, v. 50, n. 5, 2003, p. 1109-1146.

LEWIS, K. K. *Puzzles in international financial market*. In: ROGOFF, K., GROSSMAN, G. (eds). *Handbook of international economics*, Vol. 3, Amsterdam: North-Holland, 1995.

LI, DANDAN., GHOSHRAY, A.; MORLEY, B. *Uncovered Interest Parity and the Risk Premium*. University of Bath. Working Paper, n. 02/11, 2011.

MCCALLUM, BENNETT T. *A reconsideration of the uncovered interest parity relationship*. Journal of Monetary Economics, v. 33, n. 1, 1994, p. 105-132.

MENDONÇA, DIOGO DE P; MARÇAL, EMERSON; HOLLAND MÁRCIO. *Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis*, CEMAP - N°09 Working Paper Series, novembro de 2016. Disponível em: https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/17513/TD%20433%20-%20DiogoPrice_Marcal_Holland.pdf?sequence=1&isAllowed=y. Acesso em setembro de 2019.

MEESE, R.A.; K.S. ROGOFF. *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample*. Journal of International Economics 14(1-2), 1983, p. 3-24.

MEESE, R.A.; K.S. ROGOFF. *The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification*. in: *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Jacob Frenkel, eds., Chicago: NBER and University of Chicago Press. 1983

MEESE, R.A.; K.S. ROGOFF. *Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating Rate Period*, Journal of Finance 43, 1988, p. 923-948.

MUTH, JOHN F. *Rational expectations and the theory of price movements*. Econometria, v.29, 1961, p. 133-169.

OZTURK, E.O.; SHENG, X.S. *Measuring Global and Country-Specific Uncertainty*, IMF Working Paper, n. 17/219, 2017.

PAULA, L. F.; MODENESI, A.; PIRES, M. C. C. *The tale of the contagion of two crises and policy responses in Brazil: a case of (Keynesian) policy coordination*. Journal of Post Keynesian Economics, v.37, n.3, 2015, p. 408-35.

PAULA, L. F.; PIRES, M. C. C. *Crises e perspectivas para a economia brasileira*. Journal of Post Keynesian Economics, v.37, n.3, 2015, p.408-35.

RIME, D.; SCHRIMPF, A.; SYRSTAD, O. *Covered interest parity arbitrage*. Working Paper, 2019

ROSSI, BARBARA. *Optimal Tests for Nested Model Selection with Underlying Parameter Instability*. Econometric Theory 21(5), 2005, p. 962-990.

ROSSI, BARBARA. *Are Exchange Rates Really Random Walks? Some Evidence Robust to Parameter Instability?* Macroeconomic Dynamics 10(1), 2006, p. 20-38.

ROSSI, BARBARA. *Expectations Hypotheses Tests and Predictive Regressions at Long Horizons*. Econometrics Journal 10 (3), 2007, p. 1-26

ROSSI, BARBARA, SEKHPOSYAN, TATEVIK; SOUPRE, MATTHIEU. *Understanding the Sources of Macroeconomic Uncertainty.*, CEPR Discussion Paper 11415, 2016.

RIMOLI, TATIANA. *O mercado de derivativos brasileiro: Panorama e efeitos pós-crise de 2008*. Revista Cadernos de Economia, Chapecó, v. 21, n. 38, 2017, p. 48-62.

RODRIGUES, WELLINGTON GONÇALVES. *Mudanças de Regimes na Função de Reação do Banco Central do Brasil: uma abordagem utilizando Markov Regime Switching* / Wellington Gonçalves Rodrigues. 74 f, 2015.

VEDOLIN, ANDREA; TAHBAZ-SALEHI, ALIREZA; MUELLER, PHILIPPE. *Exchange Rates and Monetary Policy Uncertainty*. 2016 Meeting Papers 138, Society for Economic Dynamics, 2016.

APÊNDICE A – SÉRIE DE DOLAR FUTURO (FORWARD) E A VISTA

Para normalização da análise, selecionamos os dados do primeiro dia útil do mês, dia do vencimento do contrato futuro de dólar (*forward*), e capturado o valor do contrato ajustado (valor do contrato do dia anterior + valor do ajuste diário), e o câmbio do contrato (valor do contrato ajustado / 1.000), conforme exemplo abaixo.

Tabela A1 – Contratos de 1 mês aberto durante jan/20010 até dez/2010

Data de Referência	Vencimento serie	INDEX	Data de Vencimento	Valor do contrato ajustado	Câmbio Contrato	SPOT (data referência)
04/01/2010	G10	FEV-2010	01/02/2010	1730,651	1,730651	1,724
01/02/2010	H10	MAR-2010	01/03/2010	1870,918	1,870918	1,8773
01/03/2010	J10	ABR-2010	01/04/2010	1807,651	1,807651	1,8
01/04/2010	K10	MAI-2010	03/05/2010	1778,106	1,778106	1,7701
03/05/2010	M10	JUN-2010	01/06/2010	1738,994	1,738994	1,7315
01/06/2010	N10	JUL-2010	01/07/2010	1843,93	1,84393	1,8255
01/07/2010	Q10	AGO-2010	02/08/2010	1809,102	1,809102	1,8006
02/08/2010	U10	SET-2010	01/09/2010	1762,223	1,762223	1,7489
01/09/2010	V10	OUT-2010	01/10/2010	1757,787	1,757787	1,7441
01/10/2010	X10	NOV-2010	01/11/2010	1689,472	1,689472	1,6812
01/11/2010	Z10	DEZ-2010	01/12/2010	1718,631	1,718631	1,7044
01/12/2010	F11	JAN-2011	03/01/2011	1718,182	1,718182	1,7052

Fonte: do autor

Ajuste diário

As posições em aberto ao final de cada sessão de negociação serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, estabelecido conforme regras da B3, com movimentação financeira no dia útil subsequente. O ajuste diário, para cada mês de vencimento, será calculado até a data de vencimento, inclusive, de acordo com as seguintes fórmulas:

- a) Ajuste da operação realizada no dia

$$AD_t = (PA_t - PO) \times 50 \times n \quad (A1)$$

- b) Ajuste das posições em aberto no dia anterior

$$AD_t = (PA_t - PA_{t-1}) \times 50 \times n \quad (A2)$$

onde:

AD_t = valor do ajuste diário, em reais, referente à data “t”;

PA_t = preço de ajuste do contrato na data “t”, para o respectivo vencimento;

PO = preço da operação;

n = número de contratos;

PA_{t-1} = preço de ajuste do contrato na data “t-1” para o respectivo vencimento.

O valor do ajuste diário (AD_t) se positivo, será creditado ao comprador e debitado ao vendedor. Caso o cálculo acima apresente valor negativo, será debitado ao comprador e creditado ao vendedor. Maiores especificações no site da B3.

APÊNDICE B – RISCO BRASIL

Abaixo o comparativo entre as séries EMBI+Brasil e (*Credit Default Swap*).

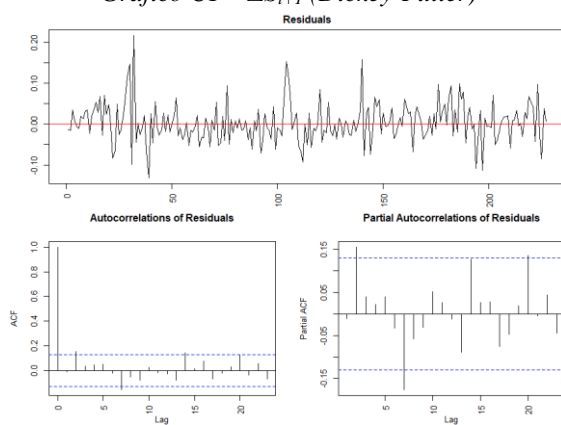
Tabela B1 – Comparativo das regressões utilizando EMBI+BR e CDS, durante nov/2001 até dez/2018

Risco Brasil (EMBI+Brasil)				Risco Brasil (CDS)			
$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1(\Delta f_t) + \beta_2(\Delta \text{EMBI}_t) + u_{t+1}$				$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1(\Delta f_t) + \beta_2(\Delta \text{CDS}_t) + u_{t+1}$			
#	coef.	std. err	p-valor	#	coef.	std. err	p-valor
α	0,00	0,00	0,41	α	0,00	0,00	-0,42
β_1	0,37	0,22	0,10	β_1	0,69	0,22	0,00
β_2	0,25	0,01	0,00	β_2	0,18	0,01	0,00
R^2	0,51			R^2	0,51		
R^2 Adj	0,51			R^2 Adj	0,50		
AIC	-796,17			AIC	-795,90		
BIC	-782,86			BIC	-782,59		
Correlação							
Valores absolutos (EMBI, CDS):					0,98		
Retorno ($\Delta \text{EMBI}_{t,t+1}$, $\Delta \text{CDS}_{t,t+1}$):					0,89		
Resíduos das regressões ($\Delta \text{EMBI}_{t,t+1}$, $\Delta \text{CDS}_{t,t+1}$):					0,89		

Fonte: do autor

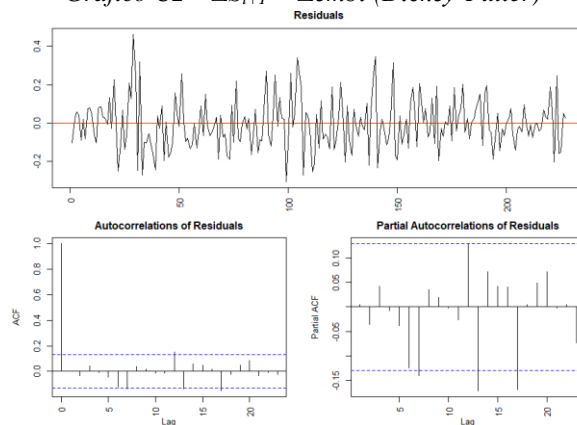
APÊNDICE C– TESTES DE AUTORRELAÇÃO (DIKEY-FILLER)

Gráfico C1 – ΔS_{t+1} (Dickey-Fuller)



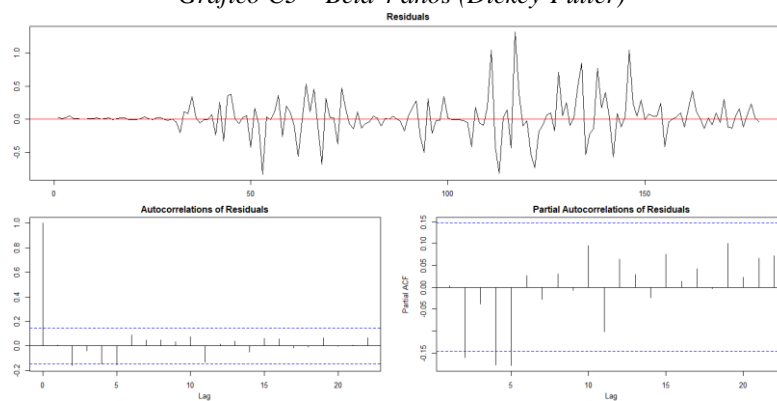
Fonte: do autor

Gráfico C2 – $\Delta S_{t+1} + \Delta embi$ (Dickey-Fuller)



Fonte: do autor

Gráfico C3 – Beta 4 anos (Dickey-Fuller)



Fonte: do autor

APÊNDICE D – TESTES DE HIPÓTESES

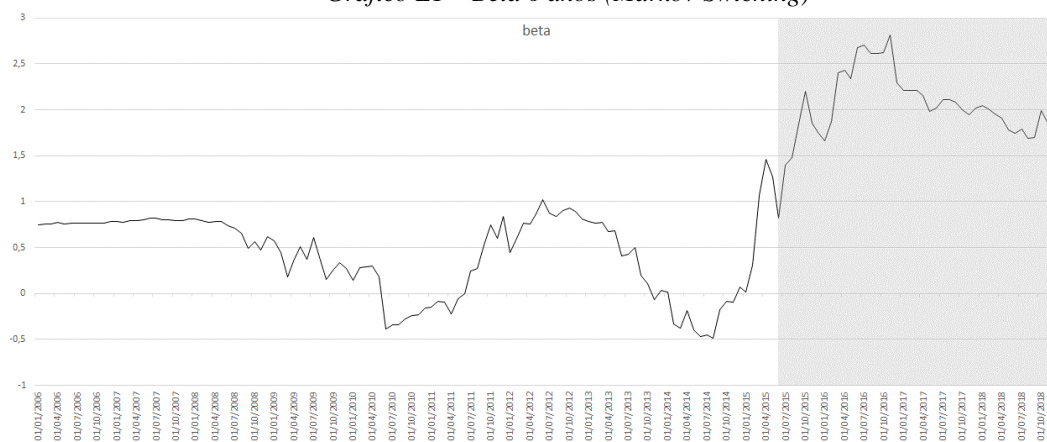
Gráfico D1 – Testes de hipóteses das séries

Objetivo do teste	Teste		H ₀	$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(\Delta f_t) + \varepsilon_{t+1}$		$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_1(\Delta f_t) + \beta_2(\Delta embi) + \varepsilon_{t+1}$	
				Stat obs (p-value)	Resultado	Stat obs (p-value)	Resultado
Igualdade conjunta	Wald		$\alpha_1 = 0$ $\beta_1 = 1$	0,69 (0,50509)	Rejeita H0		
Homocedasticidade	Breusch-Pagan / Godfrey		$E(u x)=\sigma^2$	0,458 (0,498) χ^2 (95% df = 1): 3,842	Não rejeita	10,717 (0,00) χ^2 (95% df = 2): 5,991	Rejeita
Autocorrelação	Ljung-Box	Lag (1)	$\rho = 0$	3,79 (0,051)	Rejeita	0,217 (0,641)	Não rejeita
		Lag (2)		12,40 (0,002)		2,991 (0,224)	
		Lag (5)		14,91 (0,001)		6,036 (0,302)	
		Lag (10)		28,61 (0,001)		11,125 (0,348)	
Estacionaridade	Dick Fuller	Passeio aleatório: (99%: -2,58; 95% -1,95)	$H_0: \phi > p$ $H_1: \phi < p$	-14,49 (0,00)	Rejeita (é estacionária)	-14,84 (0,000)	Rejeita (é estacionária)
		drif (99%: -3,46; 95% -2,88)		-14,53 (0,00)		-14,83 (0,000)	
		tendência estacionária (99%: -3,99; 95% -3,43)		-14,51 (0,00)		-14,81 (0,000)	
Normalidade	Shapiro-Wilk		$\varepsilon \sim N(.)$	0,960 (5,63e-06)	Rejeita	0,990 (0,1329)	Não rejeita

Fonte: do autor

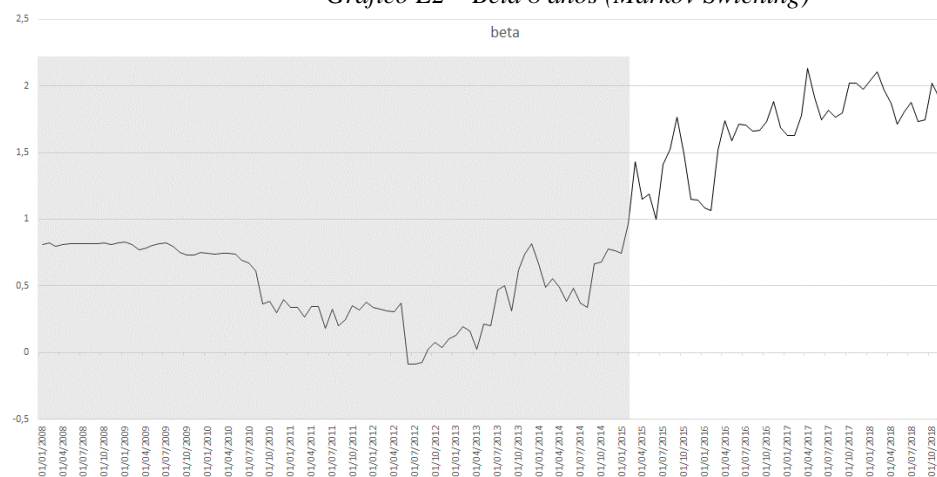
APÊNDICE E – QUEBRAS DE REGIME DA SÉRIE DE BETAS MÓVEIS (MARKOV SWITCHING)

Gráfico E1 – Beta 6 anos (Markov Switching)



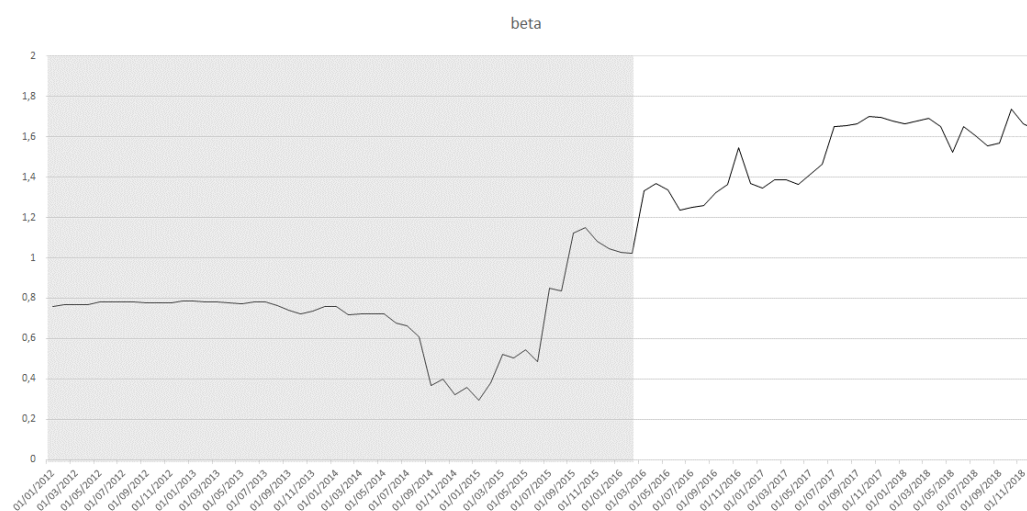
Fonte: do autor

Gráfico E2 – Beta 8 anos (Markov Switching)



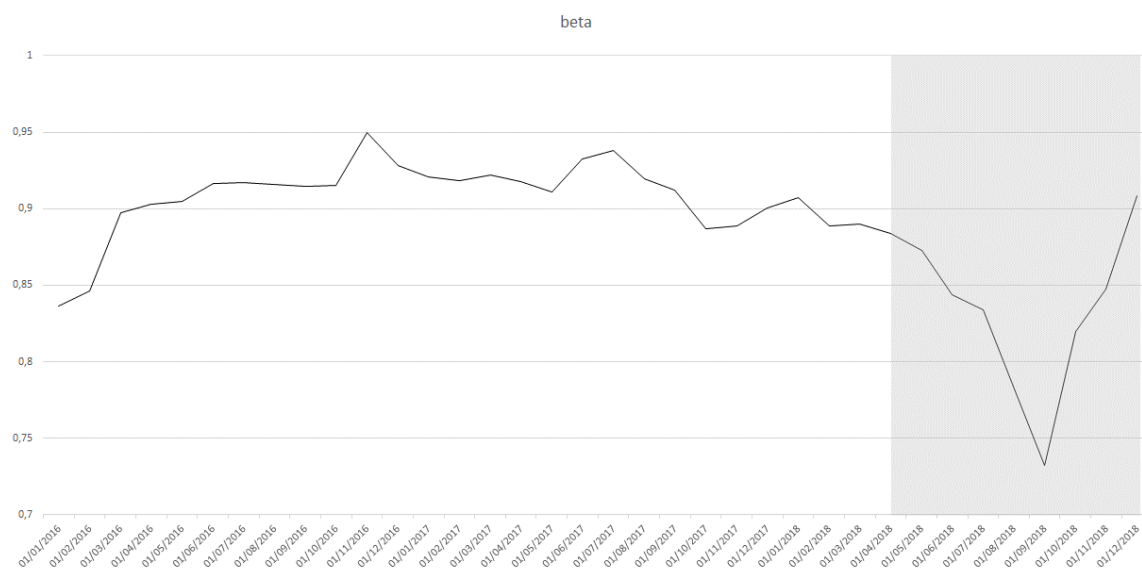
Fonte: do autor

Gráfico E3 – Beta 12 anos (Markov Switching)



Fonte: do autor

Gráfico E4 – Beta 16 anos (Markov Switching)



Fonte: do autor